



Propensity score matching para datos observacionales

Bastían González-Bustamante

University of Oxford

✉ bastian.gonzalezbustamante@politics.ox.ac.uk

Presentación preparada para el Doctorado en Ciencias de la Complejidad Social, UDD

19 de junio, 2023

1. Cox de exposición variable y PSA
2. PSA y vínculos empresariales en el acceso y permanencia en la élite
3. Training Data Lab



Cox de exposición variable y PSA

Cox de exposición variable y PSA

Check for updates

Original Article



BJPIR

The British Journal of Politics and International Relations

1–20

© The Author(s) 2023

Article reuse guidelines

sagepub.com/journalsPermissions

DOI: 10.1177/14643481231194620

journals.sagepub.com/home/bjpir



Ministerial stability during presidential approval crises: The moderating effect of ministers' attributes on dismissals in Brazil and Chile

Bastián González-Bustamante^{1,2}

Abstract

This article analyses the effect of ministers' exposure to periods of low presidential approval in Brazil and Chile between 1990 and 2014. Approval is explored with quarterly estimates using a dyad-ratios algorithm and merged into a time-dependent cabinet data set to evaluate individual ministerial terminations ($N=4245$). The empirical strategy combines time-varying exposure Cox regressions with observational data and propensity score and matching to estimate the effect of low approval on ministerial survival and perform a moderation analysis with three profiles associated with presidential strategies: (1) nonpartisan ministers to limit agency loss and moral hazard; (2) economists as ministers to optimise cabinet performance and send positive signals to the electorate; and (3) technocrats as ministers to optimise legislative support. The main findings show that risk increases by 135.1% in periods of low approval. In addition, approximately only one in five nonpartisan ministers is removed compared to party members.

Keywords

Brazil, cabinets, Chile, ministerial turnover, presidential approval, propensity score, survival analysis

Introduction

In May 2010, just a month after the start of Sebastián Piñera's first presidential term, Jaime Mañalich, the recently appointed health minister, was summoned to testify about an allegedly falsified alcohol test performed 7 months earlier on Piñera's brother after a traffic accident. The test took place at a private clinic where Mañalich was then general manager and Piñera was a shareholder. Regardless of public pressure, Mañalich remained

¹Department of Politics and International Relations, St Hilda's College, University of Oxford, Oxford, UK

²Faculty of Administration and Economics, Universidad de Santiago de Chile (USACH), Santiago de Chile, Chile

Corresponding author:

Bastián González-Bustamante, Department of Politics and International Relations, St Hilda's College,

University of Oxford, Cowley Place, Oxford OX4 1DY, UK

Email: bastian.gonzalezbustamante@politics.ox.ac.uk; bastian.gonzalez.bg@usach.cl

La estrategia empírica de este artículo (**BJPIR, OnlineFirst**) combina regresiones de Cox de exposición variable en el tiempo con datos observacionales y propensity score y matching para estimar el efecto de la baja aprobación en la supervivencia ministerial.

Demostración para R en el material adicional del paper <https://doi.org/10.25384/SAGE.21346203.v1>

Nuestra pregunta principal es: **¿Cómo pueden los atributos de un ministro evitar su salida del gabinete durante períodos de baja aprobación presidencial?** Responderla nos permite ofrecer una conceptualización empíricamente abordable de los perfiles ministeriales vinculados a las estrategias presidenciales en contextos de crisis de aprobación.

También proponemos un **procedimiento específico para estimar correctamente los efectos y el sesgo utilizando el enfoque de supervivencia**, lo que constituye una contribución metodológica novedosa y sustancial.

Eventos que suelen afectar a la estabilidad del gabinete incluyen protestas, crisis económicas, escándalos mediáticos, casos de corrupción, baja aprobación y desastres naturales de diversa índole (Camerlo y Pérez-Liñán, 2015; Martínez-Gallardo, 2014). **Hemos optado por centrarnos en los periodos de baja aprobación presidencial.**

Un presidente debería tener incentivos para corregir caídas en su aprobación realizando cambios en su gabinete y despidiendo a ministros ineficientes o cuyo perfil no concuerde con las decisiones estratégicas presidenciales, de manera similar a lo que ocurre con los primeros ministros en sistemas parlamentarios (Dewan y Dowding, 2005).

- **Hipótesis de la baja aprobación.** La exposición a períodos de baja aprobación presidencial aumenta la probabilidad de que un ministro sea destituido del gabinete.

En este punto, matizamos nuestro argumento incorporando la idea de que **perfiles y atributos específicos de los ministros pueden moderar la decisión presidencial** de destituirlos ya que perfiles específicos están vinculados a estrategias presidenciales identificables.

El nombramiento de ministros independientes puede entenderse como una estrategia presidencial para controlar los problemas de riesgo moral y la pérdida de agencia (Chaisty et al., 2018; Martínez-Gallardo y Schleiter, 2015).

- **Hipótesis de independientes.** Los ministros independientes tienen menos probabilidades de ser destituidos del gabinete durante períodos de baja aprobación presidencial.

Evaluamos el conocimiento técnico como un rasgo deseable en un gabinete presidencial ya que puede ayudar a manejar momentos difíciles y promover la agenda de gobierno. Nos interesa específicamente el papel desempeñado por los economistas, dada la abundante literatura sobre la influencia del fenómeno tecnocrático en América Latina ([Centeno y Silva, 1998](#); [Silva, 2009](#)).

El argumento es que un gabinete más técnico permite a los presidentes obtener buenos resultados en la implementación de políticas públicas y enviar señales al electorado a través de las cuales mantener o recuperar su popularidad.

- **Hipótesis de la tecnocracia.** Los ministros que son economistas tienen menos probabilidades de ser destituidos del gabinete durante periodos de baja aprobación presidencial.

Ministros independientes, tecnócratas y dirigentes de partido

Más que la dimensión simbólica del capital político, destacamos el argumento de que los nombramientos en el gabinete pueden utilizarse estratégicamente para negociar con los partidos (Schleiter, 2020). En este sentido, nombrar y proteger a ministros que son líderes de partido puede ser análogo o complementario a la estrategia de formar coaliciones para sortear bloqueos legislativos (Amorim Neto, 2006; Martínez-Gallardo, 2012).

Esta estrategia opera de forma opuesta a la limitación de la pérdida de agencia mediante el nombramiento de ministros independientes cercanos al presidente: puede aumentar el riesgo moral, pero también puede traducirse en un apoyo legislativo explícito (Altman, 2000; Amorim Neto, 2006).

- **Hipótesis del capital político.** Los ministros que son líderes de partido tienen menos probabilidades de ser destituidos del gabinete durante periodos de baja aprobación presidencial.

Codificación de datos en función del tiempo

Fusionamos los conjuntos de datos de [Franz y Codato \(2016\)](#) y [González-Bustamante y Olivares \(2023\)](#) sobre ministros en Brasil y Chile entre 1990 y 2014.

Obtuvimos así un conjunto de 488 observaciones que codificamos como un **conjunto de datos dependientes del tiempo** con puntos de corte trimestrales para todo el período con el fin de incorporar la aprobación presidencial y los datos macroeconómicos como covariables variables en el tiempo.

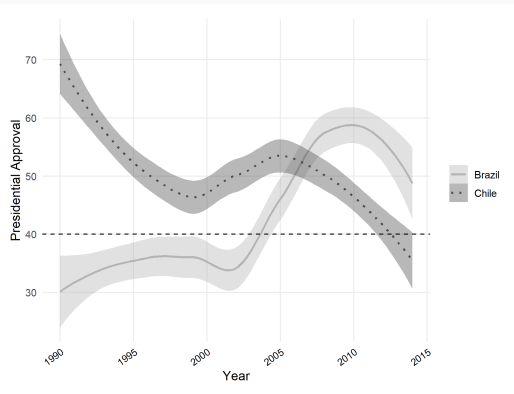
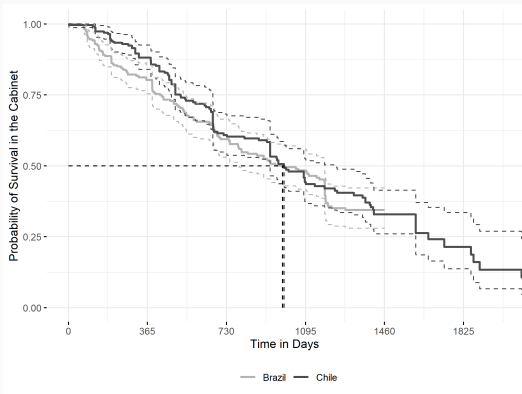
La base se codifica con casos que tienen múltiples observaciones según intervalos de tiempo definidos correspondientes a los cuatro trimestres de cada año. La varianza de la **de covariables variables en el tiempo se codifica a lo largo del intervalo cerrado**, es decir, al final de cada trimestre.

Generamos un evento temporal T considerando cada intervalo q_j y teniendo en cuenta los ceses ministeriales individuales Y_i construyendo intervalos donde $Z(t) = I(t > Y_i)$.

Luego, fusionamos en cada intervalo $Z(t)$ la aprobación presidencial trimestral suavizada con los datos de [Carlin et al. \(2019\)](#). Además, fusionamos indicadores macroeconómicos de [World Bank \(2020\)](#) y la ENP con el indicador [Gallagher y Mitchell \(2005\)](#) actualizado para el periodo entre 1990 y 2014.

Este procedimiento nos permitió obtener un conjunto de **4.245 observaciones** a las que aplicamos censura administrativa en el último intervalo cuando coincidía con el final del correspondiente mandato presidencial.

Estimaciones de supervivencia de ministros y aprobación presidencial



Regresiones de Cox de exposición variable en el tiempo

Para la estimación econométrica con datos observacionales, utilizamos una extensión de los modelos de Cox con el tiempo como dependiente. Esta extensión implicó trabajar con **riesgos no proporcionales** debido a la estructura del conjunto de datos. La ecuación es similar a la de los riesgos proporcionales con un riesgo base $\lambda_0(t)$ que incorpora el efecto de los intervalos $Z(t)$ de las múltiples observaciones i -th, considerándolas como clústeres.

En primer lugar, estimamos un modelo de referencia con nuestra variable de exposición trimestral a la **baja aprobación presidencial** D_i (por debajo de 40 puntos).

Regresiones de Cox de exposición variable en el tiempo

Nuestro modelo de referencia no incluye ninguna covariable ni especificación. Luego, ampliamos la ecuación incorporando covariables moderadoras $X_{j[i]}$, controlando los **efectos fijos** del gobierno y del país, incluyendo un vector de controles C_k con **k -th potenciales confounders** (que se utilizan luego para estimar propensity score).

$$\lambda(t_i) = \lambda_0(t_i) \exp [\beta_t Z_i(t) + \beta D_i + \sum_{j=1}^J \gamma_j X_{j[i]} + \zeta \text{gov}_i + \eta \text{country}_i + \sum_{k=1}^K \vartheta_k C_{k[i]} + \varepsilon_i] \quad (1)$$

Regresiones de Cox de exposición variable en el tiempo

Luego, incorporamos el **efecto de interacción** entre la baja aprobación presidencial D_i y nuestras covariables $X_{j[i]}$, denotando j -th covariables que se incorporan en modelos separados con el término $\delta_j D_i \times X_{j[i]}$.

En la práctica, nuestra estrategia empírica consistió en probar tres efectos **moderadores de los perfiles y atributos de los ministros**: (a) ministros independientes; (b) economistas; y (c) líderes de partidos.

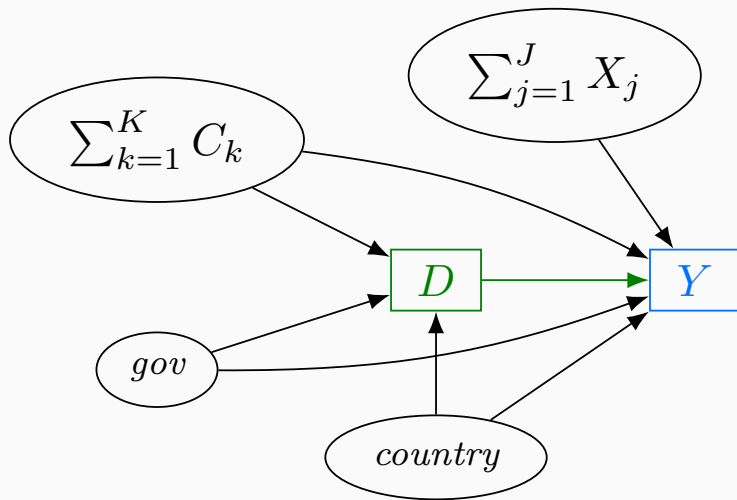
i Las ecuaciones base y ampliadas están disponibles en el archivo SI en el  [repositorio OSF](#).

Regresiones de Cox de exposición variable en el tiempo

El vector C_k ($K = 9$) considera las siguientes variables: **ENP legislativo**, una variable binaria que refleja cuando se permite la **reelección presidencial** consecutiva, **crecimiento económico**, **inflación** y cinco variables binarias que miden los patrones cuadráticos del **modelo cíclico de la aprobación presidencial** (*i.e.*, luna de miel inicial, un deterioro gradual y una ligera recuperación hacia el final del mandato; véase [Carlin et al., 2018](#); [Stimson, 1976](#)).

Estas nueve covariables se consideran **potenciales factores de confusión (confounders) para la estimación de PS** ya que podrían afectar tanto a la aprobación presidencial como a la decisión de despedir ministros.

Representación no paramétrica de las relaciones causales



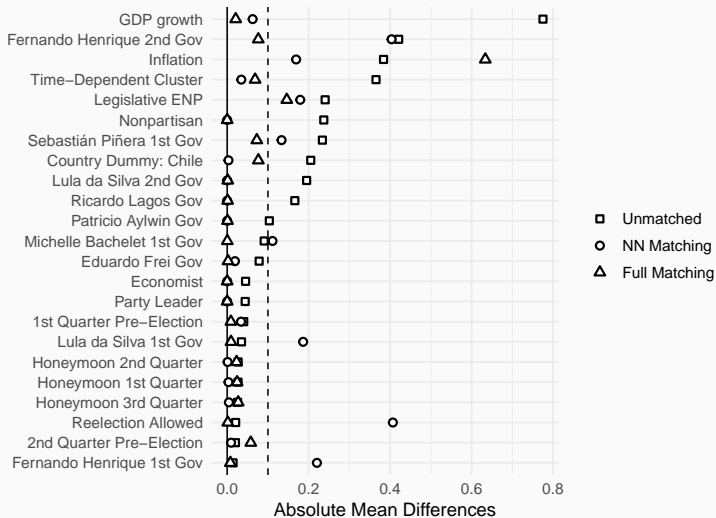
Propensity score matching

Para controlar el problema de la selección no aleatoria en nuestros datos observacionales empleamos PS matching con una regresión **probit de períodos de baja aprobación presidencial** D_i con las covariables moderadoras $X_{j[i]}$, efectos fijos de gobierno y país y los potenciales confounders del vector C_k .

$$D_i = \varphi\left[\alpha + \sum_{j=1}^J \gamma_j X_{j[i]} + \zeta \text{gov}_i + \eta \text{country}_i + \sum_{k=1}^K \vartheta_k C_{k[i]} + \varepsilon_i\right] \quad (2)$$

Luego, clasificamos las observaciones i -th en diferentes grupos equilibrados de PS con el algoritmo **nearest neighbour** sin reemplazo para emparejar las observaciones con y sin exposición a una baja aprobación D_i . También utilizamos **full matching** para obtener muestras con menor PS (Austin y Stuart, 2015; Olmos y Govindasamy, 2015).

Diferencias medias antes y después del emparejamiento



Hay un mejor equilibrio de las covariables en la muestra con **full matching**: solo ENP legislativo e inflación no logran equilibrarse. En consecuencia, integramos estas variables como controles en los modelos de salida (Olmos y Govindasamy, 2015).

Además, **incorporamos las ponderaciones obtenidas con el proceso de emparejamiento** y ajustamos para los s -th clústeres del matching (Austin y Stuart, 2015).

$$\lambda(t_i) = \lambda_0(t_i) \exp [\beta_t w_i Z_i(t) + \beta w_i D_i + \vartheta_1 w_i ENP_i + \vartheta_4 w_i inflation_i + \epsilon_{i[s]}] \quad (3)$$

Luego, incluimos **términos de interacción** entre la baja aprobación D_i y nuestros factores de moderación $X_{j[i]}$, utilizando $\delta_j w_i D_i \times X_{j[i]}$ en **modelos separados** para el análisis de moderación.

Efecto de la baja aprobación en la destitución de ministros

	Model I	Model II	Model III
Low Approval (< 40%)	0.668*** (0.135)	0.705*** (0.231)	0.855*** (0.194)
Matching	Before	Before	Full
Sub. Clustering	No	No	Yes
Moderation Covariates	No	Yes	PS
Legislative ENP	No	Yes	PS/Yes
Re-Election Allowed	No	Yes	PS
GDP	No	Yes	PS
Inflation	No	Yes	PS/Yes
Quadratic Approval Pattern	No	Yes	PS
Government FE	No	Yes	PS
Country FE	No	Yes	PS
Obs. Clustering	No	Yes	PS
Log-Rank	23.333***	113.624***	22.037***
AIC	2,746.625	2,696.303	1,551.838
C-Index	0.573	0.672	0.578
VIF	1.001	1.084	3.470
Events	256	256	256
N	4,245	4,245	4,245
Log Likelihood	-1,372.313	-1,328.151	-772.919

* $p \leq 0, 1$; ** $p \leq 0, 05$; *** $p \leq 0, 01$

Exponenciando β obtenemos the hazard ratio, encontrando que el emparejamiento permitió una corrección del sesgo del 16,2% en comparación con el modelo no emparejado y del 20,6% con la línea de base: $e^{\beta} = 2,351$ (CI_{95%} [1,395, 3,962], $p = 0,001$). Esto implica un aumento del 135,1% en el riesgo de ceses ministeriales durante los períodos de baja aprobación.

Aceptamos la hipótesis de la baja aprobación..

Análisis de moderación de la exposición a la baja aprobación

El único perfil que ofrece protección durante periodos de baja aprobación es el de **ministros independientes** (antes y después del emparejamiento).

El modelo IV corrige el sesgo del modelo I en un 52 %: $e^{\beta} = 0,222$ ($CI_{95\%}$ [0,064, 0,771], $p = 0,018$).

	Time-Varying Cox Regressions			Survival Outcome Models		
	Model I	Model II	Model III	Model IV	Model V	Model VI
Low Approval (< 40%)	0.877*** (0.240)	0.736*** (0.238)	0.618** (0.258)	1.381*** (0.232)	0.941*** (0.211)	0.672* (0.233)
Nonpartisan	-0.240 (0.215)			0.476 (0.261)		
Economist		-0.049 (0.207)			0.230 (0.301)	
Party Leader			0.241 (0.168)			-0.008 (0.263)
Low Approval x Nonpartisan	-0.771** (0.328)			-1.504** (0.362)		
Low Approval x Economist		-0.192 (0.336)			-0.414 (0.400)	
Low Approval x Party Leader			0.186 (0.272)			0.503 (0.339)
Matching Sub. Clustering	Before No	Before No	Before No	Full Yes	Full Yes	Full Yes
Controls, confounders and FE section omitted due to space constraints						
Log-Rank	125.081***	98.428***	105.662***	48.957***	23.140***	29.086***
AIC	2,690.591	2,708.697	2,703.819	1,533.027	1,554.774	1,550.733
C-Index	0.683	0.663	0.668	0.657	0.607	0.622
VIF	1.081	1.082	1.078	3.482	3.498	3.474
Events	256	256	256	256	256	256
N	4,245	4,245	4,245	4,245	4,245	4,245
Log Likelihood	-1,326.295	-1,335.349	-1,332.910	-761.513	-772.387	-770.366

* $p \leq 0,1$; ** $p \leq 0,05$; *** $p \leq 0,01$

Para garantizar la plausibilidad de nuestra estrategia de identificación, realizamos una prueba de placebo con el *pseudo*-tratamiento alterado \tilde{D}_i en el análisis de PS y emparejamiento. La **medida alterada** consideró los períodos en los que **la aprobación presidencial superaba el umbral del 60 %**, por lo que no se esperaba que ni el placebo ni sus interacciones con las covariables moderadoras fueran significativos.

Nuestro **análisis del placebo muestra que no hay ningún efecto** sobre el cese individual de los ministros. Además, nuestros resultados sugieren que los tecnócratas corren menos riesgo de cese cuando el presidente cuenta con un mayor apoyo ciudadano, mientras que ocurre lo contrario con los líderes de los partidos.

En nuestras pruebas de robustez, utilizamos una serie de medidas alternativas e incorporamos controles adicionales. Nuestros resultados muestran los **mismos patrones que nuestro análisis principal**, con un efecto moderador ligeramente más pronunciado en el caso de los ministros independientes.

Por ejemplo, añadimos sexo, edad y tipo de ministerio. En nuestros modelos principales, estas variables no se tienen en cuenta porque, aunque podrían afectar al rendimiento del ministro (y a su probabilidad de permanecer en el gabinete), es poco probable que afecten a la aprobación presidencial.

- ✓ **Hipótesis de baja aprobación.** El riesgo aumenta un 135,1 % en comparación con el período ordinario.
- ✓ **Hipótesis de independientes.** Solo uno de 1/5 es destituido del gabinete en una crisis de aprobación en comparación con los ministros partidistas (estrategia presidencial para limitar la pérdida de agencia).
- ✓ El matching permitió un **20,6 % y 52 % de ajuste** para los efectos principales y de moderación, respectivamente.
- ✓ Los resultados del placebo sugieren que las administraciones con **aprobación más alta pueden estar menos politizadas** y expuestas al patronazgo (los tecnócratas corren menos riesgo).

PSA y vínculos empresariales en el acceso y permanencia en la élite

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

Métodos cuantitativos para estudiar a las élites: Aplicaciones prácticas, sesgos y potencialidades¹


Quantitative Methods for Studying Elites: Practical Applications, Biases and Potential

BASTIÁN GONZÁLEZ-BUSTAMANTE²

*University of Oxford, Oxford, Reino Unido
Universidad de Santiago de Chile (USACH), Santiago de Chile, Chile*


RESUMEN Este trabajo metodológico discute aplicaciones prácticas, ventajas y desventajas del análisis histórico de eventos o de supervivencia en comparación con estrategias econométricas clásicas en ciencias sociales como las regresiones logísticas binarias. En consecuencia, se analiza cuándo el enfoque de supervivencia es conveniente en comparación con modelos logísticos y los riesgos de trabajar con datos observacionales y estimaciones potencialmen-

1. Versiones preliminares de los modelos observacionales no-paramétricos y algunas versiones paramétricas desestimadas fueron presentadas en el Simposio Internacional "Ministros e ministérios: tecnocracia e política" organizado por el Observatório de Elites Políticas e Sociais do Brasil de la Universidade Federal do Paraná, Curitiba 2018. Una versión preliminar de este trabajo también fue presentada en el XI Congreso Latinoamericano de Ciencia Política, virtual 2022. Agradezco a Adriano Codato, Renato Perissinotto, Carla Costeira y Mariana Rangel por sus valiosos comentarios. Mis agradecimientos también para el proyecto ANID/FONDECYT/1100877 y para Alfredo Joignant por otorgarme acceso a la Encuesta de Elites en Chile (1990-2010).

2. Investigador Doctoral en el Departamento de Ciencia Política y Relaciones Internacionales y St Hilda's College de University of Oxford, Reino Unido. Además, es Profesor Instructor del Departamento de Gestión y Políticas Públicas de la Facultad de Administración y Economía de la Universidad de Santiago de Chile (USACH). Candidato a Doctor en Ciencia Política por University of Oxford, Reino Unido. Magister en Ciencia Política, Administración Pública y Licenciado en Ciencias Políticas y Gubernamentales con mención en Gestión Pública por la Universidad de Chile. Sus investigaciones y trabajo docente se enfocan en la estabilidad de los regímenes de gobierno, gabinetes, élites políticas, servicio civil y gestión de crisis. Ha publicado en *The International Journal of Press/Politics*, *World Development*, *Government and Opposition*, *The British Journal of Politics and International Relations*, *Bulletin of Latin American Research*, entre otras revistas. E-mail: bastian.gonzalezbustamante@politics.ox.ac.uk, bastian.gonzalez.b@usach.cl  <https://orcid.org/0000-0003-1510-6820>

12

Este artículo (RChDyCP, 2021) discute aplicaciones, ventajas y desventajas del enfoque de supervivencia en comparación con estrategias econométricas como GLMs o logit aplicado a los estudios de élites.

Código para R disponible en Zenodo y  GitHub
<https://doi.org/10.5281/zenodo.6098061>

En nuestras demostraciones econométricas medimos el efecto de la **trayectoria empresarial** en el **acceso** y **permanencia** en posiciones relevantes de la élite política chilena.

Los vínculos empresariales tienen una relevancia teórica ya que, tal como el capital político, poseen un componente dinámico que se vincula a la trayectoria individual y se asocian con reconversiones de capitales y movimientos entre campos (González-Bustamante y Luci, 2021; Joignant, 2011, 2012).

Esto se vincula al fenómeno de la circulación pública-privada y *revolving door* (Maillet et al., 2019).

Se usa la **Encuesta de Élite en Chile (1990-2010)**, actualizada por Joignant y González-Bustamante (2014), para evaluar el efecto de la trayectoria empresarial de los individuos i -th en su acceso a posiciones políticas relevantes $Y_{j[i]}$.

Tiene un muestreo no probabilístico y una estrategia de análisis posicional considerando los cargos más relevantes del poder ejecutivo y legislativo en Chile. La tasa de respuesta es 65,4 % y sube a 68,3 % si se excluyen a los individuos fallecidos al comienzo del trabajo de campo.

i Para estudiar las posiciones del Congreso es más problemático debido al muestreo realizado y las tasas de respuesta.

También se utiliza la **base de datos de ministros/as en Chile** de [González-Bustamante y Olivares \(2023\)](#) para evaluar el efecto de la trayectoria y vínculos empresariales de los individuos *i-th* en su permanencia o supervivencia en el gabinete. Estos fueron utilizados en el artículo de las BJPIR ya presentado ([González-Bustamante, 2022](#)).

Este conjunto de datos contiene diversas variables homologables a la encuesta anterior pero también cuenta con la fecha en que cada ministro/a asume y deja su cargo, información clave para ajustar modelos de supervivencia.

i Para controlar el problema de trabajar con datos observacionales y la selección no aleatoria en ambos conjuntos de datos se emplea **propensity score matching** para corregir el sesgo.

Etapla 1. Se trabaja con modelos logísticos con todas las observaciones ($N = 386$). Esto conceptualmente implica medir el acceso $Y_{j[i]}$, por ejemplo, de ministros/as $Y_{1[i]}$ en comparación con individuos que en estricto rigor se desarrollaron en el poder legislativo $Y_{2[i]}$ e $Y_{3[i]}$ y viceversa.

Se ajusta una regresión de $Y_{j[i]}$ sobre D_i incorporando una serie de controles relevantes: (a) sexo; (b) *dummies* para capital político dependiendo de la posición alcanzada en un partido (X_k) ; (c) nivel educacional (X_1); (d) variable binaria para escuela secundaria privada (X_2); y (e) variable binaria de capital político familiar (X_3):

$$Y_{j[i]} = \alpha + \gamma D_i + \delta \text{sex}_i + \sum_{k=1}^K \zeta_k X_{k[i]} + \beta_1 X_{1[i]} + \beta_2 X_{2[i]} + \beta_3 X_{3[i]} + \varepsilon_i \quad (4)$$

Lo anterior es impreciso metodológicamente por problemas de contraste y comparación de casos diferentes.

Etapla 2. Se mejora la especificación usando submuestras para el ejecutivo ($n = 228$) y legislativo ($n = 155$) de forma separada considerando que son carreras diferenciadas (procesos de socialización e incentivos diferentes). Además, se incorpora la militancia en L partidos como efecto fijo:

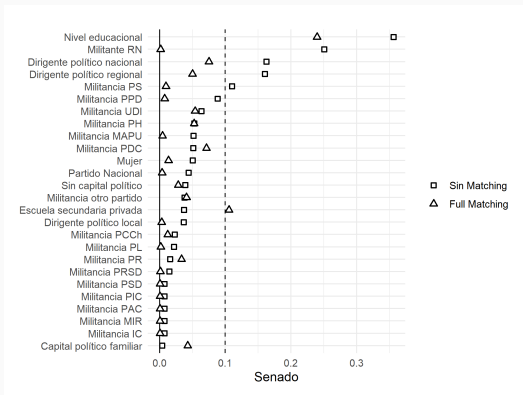
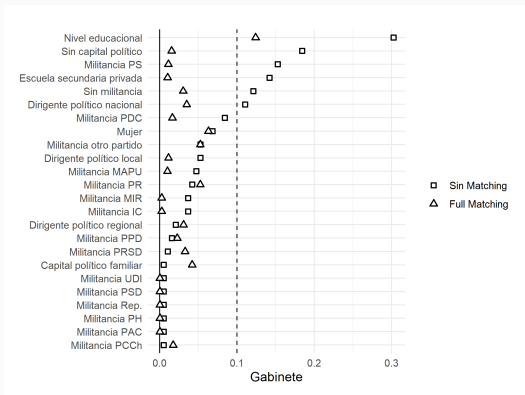
$$Y_{j[i]} = \alpha + \gamma D_i + \delta \text{sex}_i + \sum_{k=1}^K \zeta_k X_{k[i]} + \beta_1 X_{1[i]} + \beta_2 X_{2[i]} + \beta_3 X_{3[i]} + \sum_{l=1}^L \eta_l \text{party}_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

Etapa 3. Se estima **propensity score** y se empareja el conjunto de datos para estimar adecuadamente el efecto de la trayectoria empresarial. El ajuste se realiza con un modelo probit de la trayectoria empresarial D_i sobre los controles previamente utilizados como potenciales *confounders* y los efectos fijos por partido.

$$D_i = \varphi \left[\alpha + \delta \text{sex}_i + \sum_{k=1}^K \zeta_k X_{k[i]} + \beta_1 X_{1[i]} + \beta_2 X_{2[i]} + \beta_3 X_{3[i]} + \sum_{l=1}^L \eta_l \text{party}_i + \varepsilon_i \right] \quad (6)$$

i Como este es un trabajo metodológico, los controles de los modelos observacionales se utilizan como *confounders* sin mayor teorización de las relaciones causales. Por tanto, los hallazgos deben ser considerados con precaución.

Diferencias antes y después del emparejamiento



Se utiliza el **algoritmo full matching** que evita el descarte de observaciones durante el emparejamiento y se mantiene el nivel educacional como control en el modelo final ya que no se logra balancear (Austin et al., 2007; Olmos y Govindasamy, 2015).

Por tanto, la estimación final se realiza con la siguiente ecuación para Y_1 que incorpora las ponderaciones del emparejamiento y un ajuste por clústeres en los errores, para Y_2 además se incorpora un control para el desbalance de la variable escuela secundaria privada $\beta_2 w_i X_{2[i]}$.

$$Y_{j[i]} = \alpha w_i + \gamma w_i D_i + \beta_1 w_i X_{1[i]} + \varepsilon_{i[clusters]} \quad (7)$$

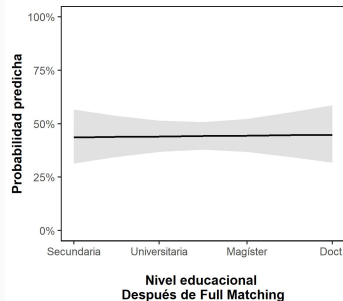
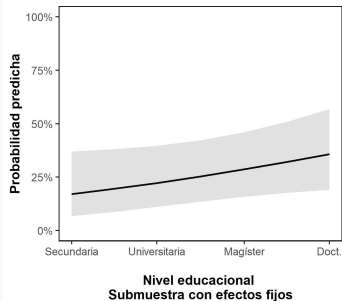
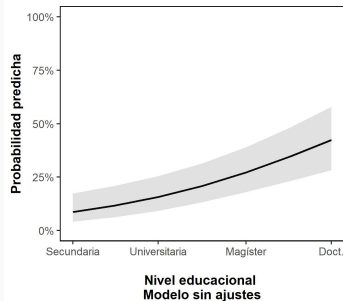
La trayectoria empresarial **no es significativa** en el acceso.

Al mejorar el ajuste y la estrategia de inferencia causal **el nivel educacional deja de ser significativo** pues su distribución está desbalanceada en la muestra original.

	Gabinete		Senado	
Trayectoria empresarial	0,333 (0,418)	0,026 (0,513)	-1,843* (1,119)	-1,455 (0,949)
Sexo (mujer)	0,534 (0,397)		-32,476 (5.165,310)	
Capital político (dirigente local)	-0,268 (0,710)		-19,789 (7.456,272)	
Capital político (dirigente regional)	0,030 (0,828)		-1,209 (1,394)	
Capital político (dirigente nacional)	1,437*** (0,403)		0,448 (0,954)	
Nivel educacional	0,997* (0,586)	0,049 (0,934)	-1,647 (1,246)	0,865 (1,972)
Escuela secundaria privada	0,129 (0,321)		0,427 (0,679)	0,555 (1,335)
Capital político familiar	0,567 (0,434)		1,019 (0,699)	
Constante	-1,700* (0,985)	-0,262 (0,593)	-20,618 (17.730,370)	-2,166 (1,675)
Matching	No	Full	No	Full
Sub. Clustering	No	Sí	No	Sí
Efectos fijos (partido)	Sí	PSA	Sí	PSA
Submuestra	Sí	Sí	Sí	Sí
VIF	Bajo	Bajo	Bajo	Bajo
Pseudo R^2	0,270	-	0,397	-
N	228	228	155	155
Log Likelihood	-131,972	-146,422	-49,187	-69,808
AIC	311,943	298,843	150,375	147,617

* $p \leq 0,1$; ** $p \leq 0,05$; *** $p \leq 0,01$

Efecto del nivel educacional en el acceso al gabinete



Evaluando permanencia con modelos de supervivencia y emparejamiento

Etapa 1. Se utilizan modelos de riesgos proporcionales con una línea base $\lambda_0(t)$ donde se mide la salida del gabinete. Se ajusta un modelo para D_i con los siguientes controles: (a) sexo; (b) independencia política; (c) capital político X_k en una versión binaria (dirigentes nacionales); (d) variable binaria de profesión de prestigio (abogados o economistas); y (e) capital político familiar X_3 .

En este primer modelo se utiliza la censura administrativa alterada con base en un umbral de tiempo de permanencia de i -th del 75 % con respecto a la duración del mandato presidencial, por tanto, tiende a operar como un **modelo placebo**.

$$\lambda(t_i) = \lambda_0(t_i) \exp [\gamma D_i + \delta \text{sex}_i + \vartheta \text{nonpartisan}_i + \zeta X_{k[i]} + \mu \text{prof}_i + \beta_3 X_{3[i]} + \varepsilon_i] \quad (8)$$

Evaluando permanencia con modelos de supervivencia y emparejamiento

Lo anterior es metodológicamente impreciso ya que considerar un umbral de permanencia u otros criterios de censura laxos tácitamente implica aumentar el sesgo de los datos observacionales.

Etapa 2. Se mejora el control de la concurrencia de eventos colindante (Breslow por Efron). Se incorporan los gobiernos en los cuales sirvieron los ministros/as como efectos fijos y se trabaja con censura administrativa estrictamente asociada al mandato presidencial.

$$\lambda(t_i) = \lambda_0(t_i) \exp [\gamma D_i + \delta \text{sex}_i + \vartheta \text{nonpartisan}_i + \zeta X_{k[i]} + \mu \text{prof}_i + \beta_3 X_{3[i]} + \sum_{g=1}^G \xi_g \text{gov}_i + \varepsilon_i] \quad (9)$$

Evaluando permanencia con modelos de supervivencia y emparejamiento

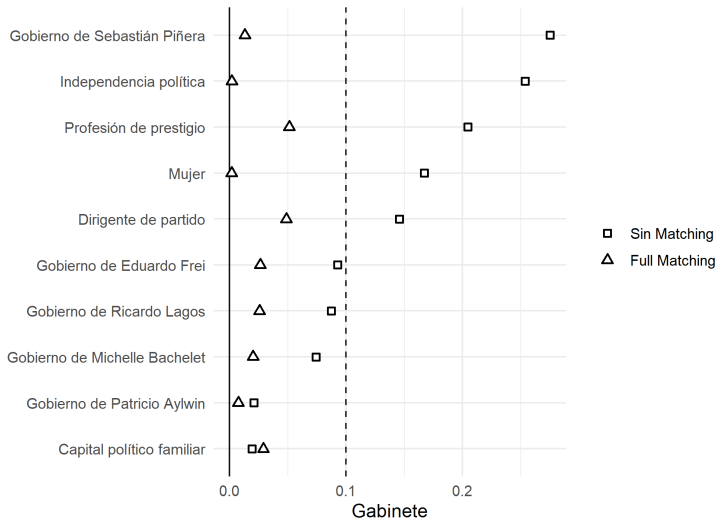
Etapla 3. Se estima **propensity score** y se empareja. Se utiliza un modelo probit simple con los controles previamente utilizados y efectos fijos.

$$D_i = \varphi[\alpha + \delta \text{sex}_i + \vartheta \text{nonpartisan}_i + \zeta_{k=4} X_{k=4[i]} + \mu \text{prof}_i + \beta_3 X_{3[i]} + \sum_{g=1}^G \xi_g \text{gov}_i + \varepsilon_i] \quad (10)$$

En esta oportunidad el **algoritmo full matching** permitió balancear la muestra, por tanto, en el modelo final solo se incorporan las ponderaciones y se ajusta por clústeres.

$$\lambda(t_i) = \lambda_0(t_i) \exp[\gamma w_i D_i + \varepsilon_{i[\text{clusters}]}] \quad (11)$$

Diferencias antes y después del emparejamiento



Trayectoria empresarial y permanencia en el gabinete

	Umbral 75%	Salida censurada	
Trayectoria empresarial	0,464 (0,428)	-0,456* (0,263)	-0,556** (0,248)
Sexo (mujer)	0,196 (0,445)	-0,416* (0,253)	
Independencia política	-0,067 (0,434)	-0,651** (0,316)	
Dirigente de partido	-0,146 (0,494)	-0,073 (0,221)	
Profesión de prestigio	-0,080 (0,408)	-0,116 (0,206)	
Capital político familiar	0,147 (0,363)	0,051 (0,200)	
Matching	No	No	Full
Sub. Clustering	No	No	Sí
Efectos fijos (gobierno)	No	Sí	PSA
Submuestra	No	No	No
Concurrencia	Breslow	Efron	Efron
PHA	0,068	0,179	0,341
VIF	Bajo	Bajo	Bajo
C-Index	0,606	0,627	0,538
Eventos	42	126	126
N	232	232	232
Log Likelihood	-131,493	-559,305	-600,374
AIC	274,986	1.138,610	1.138,610

* $p \leq 0,1$; ** $p \leq 0,05$; *** $p \leq 0,01$

El modelo después del emparejamiento presenta un coeficiente negativo estadísticamente significativo en la trayectoria y vínculos empresariales ($e^{\beta} = 0,573$, $CI_{95\%} [0,364, 0,902]$, $p = 0,025$), por tanto, esta variable está asociada a **menor riesgo en el gabinete**.

Mejorar la especificación y ajustes de los modelos conduce a resultados más específicos.

- ✓ Las demostraciones son ilustrativas sobre las diferencias entre modelos sin ajustes o placebos y modelos con mejoras en la estimación econométrica o aplicados después de la estimación de **propensity score y el emparejamiento** de los datos.
- ✓ La ausencia de una estrategia econométrica y de identificación causal robusta pueden generar **resultados con sesgo** debido a las especificaciones inadecuadas y el trabajo con datos observacionales.
- ✓ Es relevante una teorización adecuada de los potenciales confounders, los **diagramas causales** pueden ser útiles para aquello. Por otra parte, también existen **distintos algoritmos** para identificar distintos efectos de tratamiento (e.g., NNM, caliper, genetic, etc.).

Training Data Lab



© 2020 **Training Data Lab** es un grupo de investigación que se enfoca en aplicaciones de ciencia de datos en ciencias sociales en tres áreas interconectadas: **minería de datos**, **modelamiento econométrico** y **aprendizaje automático**.



Universiteit
Leiden



UNIVERSIDAD
MAYOR

Referencias

Referencias I

- Altman, D. (2000). The Politics of Coalition Formation and Survival in Multiparty Presidential Democracies: The Case of Uruguay, 1989-1999. *Party Politics*, 6(3):259–283. <https://doi.org/10.1177/1354068800006003001>.
- Amorim Neto, O. (2006). The Presidential Calculus: Executive Policy Making and Cabinet Formation in the Americas. *Comparative Political Studies*, 39(4):415–440. <https://doi.org/10.1177/0010414005282381>.
- Austin, P. C., Grootendorst, P., y Anderson, G. M. (2007). A comparison of the ability of different propensity score models to balance measured variables between treated and untreated subjects: a Monte Carlo study. *Statistics in Medicine*, 26(4):734–753. <https://doi.org/10.1002/sim.2580>.
- Austin, P. C. y Stuart, E. A. (2015). Optimal full matching for survival outcomes: a method that merits more widespread use. *Statistics in Medicine*, 34(30):3949–3967. <https://doi.org/10.1002/sim.6602>.
- Camerlo, M. y Pérez-Liñán, A. (2015). Minister Turnover, Critical Events, and the Electoral Calendar in Presidential Democracies. *The Journal of Politics*, 77(3):608–619. <https://doi.org/10.1086/681028>.

Referencias II

- Carlin, R. E., Hartlyn, J., Hellwig, T., Love, G. J., Martínez-Gallardo, C., y Singer, M. M. (2018). Public support for Latin American presidents: The cyclical model in comparative perspective. *Research & Politics*, 5(3). <https://doi.org/10.1177/2053168018787690>.
- Centeno, M. A. y Silva, P. (1998). *The Politics of Expertise in Latin America*. Palgrave Macmillan, London. <https://doi.org/10.1007/978-1-349-26185-7>.
- Chaisty, P., Cheeseman, N., y Power, T. J. (2018). *Coalitional Presidentialism in Comparative Perspective: Minority Presidents in Multiparty Systems*. Oxford University Press, Oxford. <https://doi.org/10.1093/oso/9780198817208.001.0001>.
- Dewan, T. y Dowding, K. (2005). The Corrective Effect of Ministerial Resignations on Government Popularity. *American Journal of Political Science*, 49(1):46–56. <https://doi.org/10.1111/j.0092-5853.2005.00109.x>.
- Franz, P. y Codato, A. (2016). Ministros de Estado: governos FHC e Lula (1995-2010). Dataset, Observatório de Elites Políticas e Sociais do Brasil, Universidade Federal do Paraná. Available at <http://observatory-elites.org>.

Referencias III

- Gallagher, M. y Mitchell, P. (2005). *The Politics of Electoral Systems*. Oxford University Press, New York. <https://doi.org/10.1093/0199257566.001.0001>.
- González-Bustamante, B. (2022). Ministerial stability during presidential approval crises: The moderating effect of ministers' attributes on dismissals in Brazil and Chile. *The British Journal of Politics and International Relations*. OnlineFirst. <https://doi.org/10.1177/13691481221124850>.
- González-Bustamante, B. y Luci, F. (2021). Élités políticas en América Latina: Socialización, trayectorias y capitales. *Pléyade, Revista de Humanidades y Ciencias Sociales*, (28):21–32.
- González-Bustamante, B. y Olivares, A. (2023). Data Set on Chilean Ministers (1990-2014) (Version 3.3.7 – Soft Dew). Dataset. <https://doi.org/10.5281/zenodo.5744536>.
- Joignant, A. (2011). Tecnócratas, technopols y dirigentes de partido: tipos de agentes y especies de capital en las elites gubernamentales de la Concertación (1990-2010). En Joignant, A. y Güell, P., editores, *Notables, tecnócratas y mandarines: Elementos de sociología de las elites en Chile (1990-2010)*. Ediciones Universidad Diego Portales, Santiago.

Referencias IV

- Joignant, A. (2012). Habitus, campo y capital. Elementos para una teoría general del capital político. *Revista Mexicana de Sociología*, 74(4):587–618.
- Joignant, A. y González-Bustamante, B. (2014). El núcleo de la élite política chilena 1990-2010. Proyecto Fondecyt 1100877. Working paper, Universidad Diego Portales (UDP), Santiago.
- Maillet, A., González-Bustamante, B., y Olivares, A. (2019). Public-Private Circulation and the Revolving Door in the Chilean Executive Branch (2000–2014). *Latin American Business Review*, 20(4):367–387. <https://doi.org/10.1080/10978526.2019.1652099>.
- Martínez-Gallardo, C. (2012). Out of the Cabinet: What Drives Defections from the Government in Presidential Systems? *Comparative Political Studies*, 45(1):62–90. <https://doi.org/10.1177/0010414011421306>.
- Martínez-Gallardo, C. (2014). Designing Cabinet: Presidential Politics and Ministerial Instability. *Journal of Politics in Latin America*, 6(2):3–38.


Referencias V

- Martínez-Gallardo, C. y Schleiter, P. (2015). Choosing Whom to Trust: Agency Risks and Cabinet Partisanship in Presidential Democracies. *Comparative Political Studies*, 48(2):231–264. <https://doi.org/10.1177/0010414014544361>.
- Olmos, A. y Govindasamy, P. (2015). Propensity Scores: A Practical Introduction Using R. *Journal of MultiDisciplinary Evaluation*, 11(25):68–88. <https://doi.org/10.56645/jmde.v11i25.431>.
- Schleiter, P. (2020). Government Formation and Termination. En Andeweg, R. B., Elgie, R., Helms, L., Kaarbo, J., y Müller-Rommel, F., editores, *The Oxford Handbook of Political Executives*. Oxford University Press, Oxford.
- Silva, P. (2009). *In the Name of Reason: Technocrats and Politics in Chile*. Penn State University Press, University Park.
- Stimson, J. A. (1976). Public Support for American Presidents: A Cyclical Model. *Public Opinion Quarterly*, 40(1):1–21. <https://doi.org/10.1086/268264>.
- World Bank (2020). World Bank Open Data. Dataset, World Bank. Available at <https://data.worldbank.org>.

Q&A + demostración abreviada



Presentación compilada con \LaTeX y algunos 

 Descargar la última versión desde [GitHub](#)